Available online at https://www.asjp.cerist.dz/en/PresentationRevue/85

مجلة الباحث الاقتصادي

Economic Researcher Review

المجلد08 (العدد02) ديسمبر 2020، ص ص 301-314 ISSN: 2335-1748 EISSN: 2588-235X

نمذجة قياسية لمحددات التضخم باستخدام نموذج الانحدار الذاتي للفجوات الزمنية المتباطئة ARDL في الجزائر خلال الفترة 1990-2018

علي العمري [1]، عز الدين وادي [2]

[1] جامعة آكلي محند أولحاج بالبويرة (الجزائر)، *a. lamri @univ-bouira.dz*

[2] جامعة آكلي محند أولحاج بالبويرة (الجزائر)، *a. ouadi @univ-bouira.dz*

An Empirical Modeling of Inflation Determinantes Using Autoregressive Distribution Lag Model in Algeria During the Period 1990-2018

Ali LAMRI, Azeddine OUADI,

تاريخ الاستلام: 2020/03/11 ؛ تاريخ القبول: 2020/08/08 ؛ تاريخ النشر: 2020/12/30

الملخص :

حاولنا من خلال هذه الورقة البحثية تحديد وقياس أهم المتغيرات الاقتصادية المسببة للتضخم في الجزائر خلال الفترة (1990-2018)، وبالنظر لتعدد وتداخل مسبباتها سواء كانت نقدية أو غير نقدية (هيكلية) اعتمدنا على طريقة ACP في استخراج أهم المتغيرات الاقتصادية المؤثرة في الظاهرة حيث تم التوصل إلى أن المتغيرات النقدية "سعر الصرف، كتلة الأجور والكتلة النقدية" هي المتغيرات المقبولة في تأثيرها على التضخم والتي تم الاعتماد عليها في بناء نموذج ARDL حيث توصلنا من خلاله أن هذه المتغيرات لها آثار على التضخم في المدى القصير فقط وهو ما يتلاءم والنظرية الاقتصادية.

الكلمات المفتاح: التضخم، المحددات، طريقة ACP، نموذج ARDL.

تصنيف JEL : E00, C01, C32

Abstract :

Through this paper, we have tried to identify and measure the most important economic variables causing inflation in Algeria during the period 1990-2018, and due to the multiplicity and overlap of its causes, whether monetary or non-monetary (structural), we have relied on the ***PCA*** method of extracting the most important economic variables affecting the phenomenon. Exchange rate, Wage mass and monetary mass have been accepted for their effect on inflation that relied upon to build the ***ARDL*** model by which we found that these variables have effects only on short-term inflation, which is consistent with economic theory.

Keywords: inflation, Determinants, PCA method, ARDL model.

Jel Classification Codes : E00, C01, C32

كيفية الاستشهاد بهذا المقال حسب أسلوب APA

علي العمري، عز الدين وادي(2020)، **نمذجة قياسية لمحددات التضخم باستخدام نموذج الانحدار الذاتي للفجوات الزمنية المتباطئة ARDL في الجزائر خلال الفترة 1990-2018**، **مجلة الباحث الاقتصادي**، المجلد08 (العدد02) ، الجزائر: جامعة 20 اوت 1955 -سكيكدة-، ص ص 301-314.

1. مقدمة.

المؤلف المرسل: **عز الدين وادي**، الإيميل: *a.ouadi@univ-bouira.dz*

عرف الاقتصاد الجزائري نهاية الثمانينات تغيرات هامة نتيجة لقرار التخلي عن الاقتصاد الموجه والاتجاه نحو الاقتصاد الليبرالي، هذا التغير صاحبته إصلاحات هيكلية في الاقتصاد الوطني، حيث بدأت هذه الإصلاحات ذاتيا ثم استكملت بدعم من المؤسسات المالية العالمية التي فرضت شروط قاسية على الجزائر من أجل تنفيذها ومن أبرز هذه الشروط تحرير التجارة الخارجية ورفع الدعم عن المواد الاستهلاكية مما أدى إلى ارتفاع كبير للمستويات العامة للأسعار التي أصبحت تعيق مسار التنمية في الجزائر، وبالرغم من المعالجة الظرفية التي صاحبت هذه الإصلاحات والتي من خلالها انخفض معدل التضخم من (18.56%) كمتوسط لفترة التسعينات إلى (5.9%) كمتوسط للفترة (2000-2018) إلى أن المستويات العامة للأسعار بقيت في ارتفاع مستمر سنويا وهذا راجع إلى تبلور متغيرات اقتصادية وسياسات مالية ونقدية فيما بينها.

1.1. إشكالية البحث:

من خلال ما سبق ذكره يمكن طرح الاشكالية التالية:

ما هي أهم محددات التضخم في الجزائر خلال الفترة 1990-2018؟

2.1. فرضيات البحث:

- تتبع محددات التضخم في الجزائر سلوكا متشابها مما يجعل وجود تكامل مشترك بينها؛
- الكتلة النقدية وسعر الصرف من المتغيرات التي لها أثر في المدى القصير على التضخم في الجزائر خلال فترة الدراسة؛
- الناتج المحلي الإجمالي والإنفاق العمومي من المتغيرات المؤثرة على التضخم في المدى البعيد.

3.1. أهمية البحث:

تكتسي الدراسة أهميتها من كونها تعالج ظاهرة التضخم وأهم محدداته من مؤشرات اقتصادية كلية سواء كانت مؤشرات نقدية أو غير نقدية.

4.1.منهجية البحث:

من أجل الإجابة على الإشكالية المطروحة استخدمنا المنهج التاريخي من خلال تحديد نظرة المدارس السابقة إلى المتغيرات المؤثرة على ظاهرة التضخم، والمنهج التحليلي والوصفي والمنهج التجريبي من خلال استخدام طريقة التحليل بالمركبات الأساسية *ACP* في تحديد المتغيرات الأكثر تأثيرا وملاءمة من حيث علاقتها مع التضخم، ليتم بها بناء النموذج القياسي وفق منهجية الانحدار الذاتي للفجوات الزمنية المتباطئة *ARDL*.

5.1. الدراسات السابقة:

- دراسة (عشيط ومكيد، 2017) هدفت هذه الدراسة إلى البحث في دور السياستين النقدية والمالية من أجل التحكم في آثار التضخم في الجزائر، بالاعتماد على بيانات سنوية للفترة (1990-2015)، وقد تم تقدير نموذج الدراسة باستخدام منهجية *ARDL* . خلصت النتائج إلى أن أثر السياسة المالية على التضخم من خلال قيد الموازنة أكبر فعالية من السياسة النقدية والتي انحصر دورها في أثر سعر الصرف الحقيقي في المدى القصير.
- دراسة (دقيش وبن باير، 2019) هدفت هذه الدراسة إلى إبراز مدى تأثير الكتلة النقدية على التضخم في الجزائر، بالاعتماد على بيانات سنوية للفترة (1980-2017)، وقد تم تقدير نموذج الدراسة باستخدام منهجية *ARDL* . خلصت النتائج إلى وجود علاقة عكسية بين الناتج المحلي الخام ومعدل التضخم، بينما الكتلة النقدية لها علاقة طردية مع التضخم وفقا للنظرية الكمية للنقود، في حين أن سعر الصرف يؤثر سلبا على التضخم.
- دراسة (بلعباس وبرحومة، 2017) هدفت هذه الدراسة إلى تحليل أثر الإنفاق العام على التضخم في الجزائر واختبار العلاقة بين المتغيرين في المدى القصير والطويل، بالاعتماد على بيانات سنوية للفترة (2000-2016)، وقد تم تقدير نموذج الدراسة باستخدام

منهجية *ARDL* . خلصت النتائج إلى وجود علاقة سببية للانفاق العام على التضخم ووجود علاقة توازنية طويلة الأجل بين المتغيرين، أما في المدى القصير فيتأثر التضخم طرديا بالإنفاق الحكومي وبتأخير زمني واحد.

- دراسة (*Phiri, 2018*) هدفت هذه الدراسة إلى البحث عن فكرة العلاقة الأحادية بين التضخم والنمو الاقتصادي في جنوب إفريقيا، بالاعتماد على بيانات فصلية للفترة (الربع الأول من سنة 2001- الربع الثاني من سنة 2016)، وقد تم تقدير نموذج الدراسة باستخدام نموذج*Smooth Transition Autoregressive* . خلصت النتائج إلى أن أثر التضخم على النمو الاقتصادي إيجابية عند مستوى أدنى من عتبة تبلغ 5.30% في حين يؤثر سلبا على النمو الاقتصادي عند مستويات أعلى من هذه العتبة، كما بيت الدراسة أن المستوى الأمثل للتضخم يجب أن ينحصر بين 3% إلى 6% يصاحبها إصلاحات نقدية طفيفة.
- دراسة *(Hashim, Osman, & Elias, 2014)* هدفت هذه الدراسة إلى البحث عن أهم المؤشرات الاقتصادية الكلية المؤثرة على التضخم في مالزيا، بالاعتماد على بيانات سنوية للفترة (1980-2012)، وقد تم تقدير نموذج الدراسة باستخدام نموذج *Multiple Regression*. خلصت النتائج إلى أن التضخم في ماليزيا يتأثر بمجموعة من المتغيرات الاقتصادية الكلية من أهمها الانفاق الحكومي وواردات الدولة من السلع والخدمات بالإضافة إلى التأثير القوي للمتغيرات النقدية والتي تتمثل بالأساس في معدل الفائدة وعرض النقود.

2. الخلفية النظرية لظاهرة التضخم.

التضخم هو مقياس كمي لمعدل ارتفاع متوسط مستوى أسعار سلة من السلع والخدمات المختارة في اقتصاد ما على مدى فترة من الزمن. وكثيراً ما يشير التضخم، الذي يعبر عنه كنسبة مئوية، إلى انخفاض في القوة الشرائية لعملة دولة ما.

من بين أكثر مؤشرات التضخم استخداما هي مؤشر أسعار المستهلك ومؤشر أسعار الجملة. ويمكن النظر إلى التضخم بصورة إيجابية أو سلبية تبعا لوجهة النظر الفردية. وقد يرغب الأفراد الذين لديهم أصول مادية، مثل الممتلكات أو السلع المخزنة، في أن يروا بعض التضخم لأن هذا من شأنه أن يرفع قيمة أصولهم. وقد لا يحبذ الأفراد الذين يحتفظون بالمبالغ النقدية التضخم، لأنه يؤدي إلى تآكل قيمة حيازاتهم النقدية. وفيما يلي أهم النظريات المفسرة للتضخم:

1.2. النظرية الكلاسيكية: يعتمد رواد المدرسة الكلاسكية في تفسيرهم لظاهرة التضخم على نظرية كمية النقود التي تنظر إلى التضخم من خلال الزيادات التي تطرأ على المستوى العام للأسعار؛ هذه الزيادات يعتبرها الاقتصاديون الكلاسيك ناشئة عن الزيادات في كمية النقود المعروضة. بحيث تعتبر معادلة المبادلات التي صاغها (*Irving Fisher 1867-1947*) كنقطة بداية في نظرية كمية النقود، وتنص هذه المعادلة على:

$$M\,V = P\,T$$

إذ أن:

- M: عرض النقود؛
- V: سرعة تداول النقود؛
- P: المستوى العام للأسعار؛
- T: حجم المعاملات.

يقيس الجانب الأيسر من هذه المعادلة والمتمثل في عرض النقود وهو متغير خارجي يتحدد مقداره بواسطة البنك المركزي وسرعة تداول النقود وهي متوسط عدد المرات التي تستخدم فيها الوحدة النقدية لإنجاز المعاملات خلال مدة زمنية معينة مقدار الإنفاق الكلي في الاقتصاد، والذي يجب أن يتساوى مع الجانب الأيمن والمتمثل في المستوى العام للأسعار وحجم المعاملات وهو دالة في مستوى الدخل بحيث يتمثل هذا الجانب بالقيمة النقدية للناتج القومي (Sharp & al, 2000).

تفترض النظرية الكلاسيكية ثبات سرعة تداول النقود V وعدم تغيرها في الأجل القصير، ويرجع ذلك إلى مجموعة من العوامل من بينها مدى تقدم نظام الائتمان ودرجة استخدام التسهيلات التي يقدمها؛ نظام الدفع في المجتمع؛ حجم الدخل الحقيقي....الخ، كما تفترض النظرية الكلاسيكية أيضا ثبات حجم المعاملات T هو الآخر في الأجل القصير، وبالتالي فإن المستوى العامل للأسعار P يتغير تبعا لتغير كمية النقود M، أي أنه يرتفع أو ينخفض إذا زادت أو نقصت كمية النقود المتداولة (Frank & Bernanke, 2007) .

2.2. النظرية الكينزية: وجه كينز انتقادات جوهرية لتفسير المدرسة الكلاسكية للتضخم على أنه نتاج للزيادة في عرض النقود، رافضا بذلك العلاقة الوثيقة بين التغير في كمية النقود والتغير في المستوى العام للأسعار، حيث يرى أن التغير في كمية النقود وحدها لا تكفي لإحداث التضخم من هنا نرى أن كينز أعطى للنقود دورا ثانويا وتأثيرا غير مباشر في النشاط الاقتصادي، وذلك عن طريق تأثيرها في سعر الفائدة الذي بدوره يحدد حجم الاستثمار ومن ثم مستوى الدخل القومي (محمود، 2007).

كما أكد على أهمية سرعة التداول الداخلية، إذ يمكن أن تؤدي زيادتها إلى ارتفاع المستوى العام للأسعار حتى وإن لم يرتفع عرض النقود، فقد ترتفع الأسعار بشكل حاد بسبب الزيادة الكبيرة والسريعة وسرعة دوران الدخل التي ينجم عنها انخفاض كبير في التفضيل النقدي للأفراد، كما ركز كينز على إمكانية الزيادة في الطلب على السلع الاستهلاكية وعوامل الإنتاج، بإعتبار إمكانية وجود حالة عدم تشغيل كامل للموارد.

يرى رواد هذه المدرسة أنه لابد من الحد من التوسع النقدي في حالة الوصول إلى التشغيل الكامل، حيث تنعكس زيادة عرض النقود في شكل زيادات متتالية في الأسعار دون أن تكون مقرونة بزيادة حقيقية في الإنتاج، كما أكدوا أن مستوى الأسعار يعتمد أيضا على العائدات النقدية السائدة والسياسات الاقتصادية للحكومة، أي أن التحليل الذي قدمه كينز يعتمد بالأساس في تفسير التغيرات في المستوى العام للأسعار على التفاعل بين قوى الطلب الكلي وقوى العرض الكلي (رمزي، 1980).

3.2. النظرية النقدية: أعطت النظرية النقدية أهمية كبيرة لكمية النقود المتداولة كمحدد لمستوى الأسعار مع الأخد بعين الاعتبار تأثير التغير في الدخل الحقيقي والتغير في الطلب على النقود كمفسر للارتفاع العام لمستوى الأسعار، ويعد هذا الطرح أكثر واقعية وصلاحية بالمقارنة مع النظرية الكلاسكية والنظرية الكينزية. حيث تعتبر المدرسة النقدية بقيادة فريدمان أن التضخم ظاهرة نقدية بحتة (Frank & Bernanke, 2007).

تركز هذه المدرسة على العلاقة بين الكتلة النقدية والمستوى العام للأسعار، فقد اعتمدت النظرية النقدية في تفسير ظاهرة التضخم على نظرية كمية النقود المطروحة من طرف الاقتصاديين الكلاسيك مع إعطائها تفسيرات وتطورات جديدة، إذ يرى رواد هذه المدرسة أن ظاهرة التضخم ناتجة عن اختلال التوازن بين عرض النقود والطلب عليها، بمعنى أن أي زيادة في المعروض النقدي سيؤدي حتما إلى الارتفاع في مستوى الأسعار، مع وجود علاقة بين الزيادة في المستوى العام للأسعار والنمو في كمية النقود المتداولة (Slavin, 2002).

3. دراسة تحليلية لمحددات التضخم في الجزائر باستخدام طريقة *ACP*.

سنحاول في هذا الجانب وضع دراسة تحليلية لأهم محددات التضخم في الجزائر وذلك حسب المعطيات المتاحة للفترة 1990-2018. حيث نقوم بتحديد متغيرات الدراسة وفقا للنظرية الاقتصادية أي أننا نقوم ببناء نموذج قياسي يضم معدل التضخم كمتغير تابع ومجموعة من المتغيرات المستقلة التي لها علاقة اقتصادية مع معدل التضخم عن طريق استخدام طريقة التحليل بالمركبات الأساسية (*ACP*) من أجل إعطاء صورة واضحة عن أهم المتغيرات المستقلة المؤثرة في معدلات التضخم بالإضافة إلى تحييد المتغيرات التي تتناقض والنظرية الاقتصادية أو التي ليس لها ارتباط قوي مع المتغير التابع، ومنه يمكن توضيح أهم متغيرات الدراسة وفق ما يلي:

المتغير التابع:

- مؤشر أسعار الاستهلاك سنة الأساس 2001 (*CPI*).

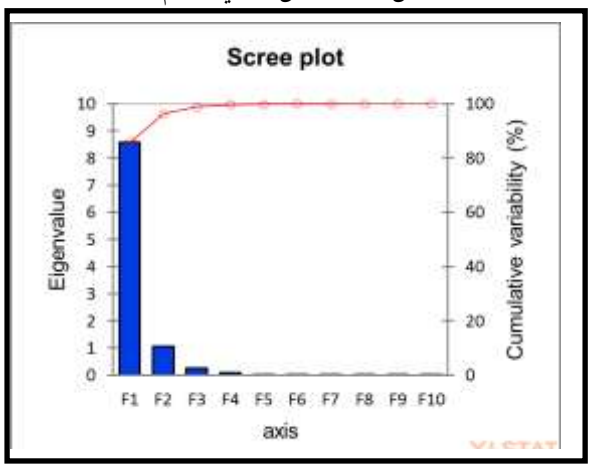
المتغيرات المستقلة:

- سعر الصرف الحقيقي (*TAUCH*)؛
- الصادرات (*EXP*)،
- الواردات (*IMP*)،
- الناتج الداخلي الخام (*PIB*)؛
- الانفاق العمومي (*DNT*)؛
- كتلة الأجور (*SAL*)؛
- المعروض النقدي (*MM*)؛
- سعر الفائدة الحقيقي (*TAUINT*)؛
- أسعار البترول (*PP*).

بعد إدخال اللوغاريتم في السلاسل الزمنية موضع الدراسة لسبب أن يكون هناك تجانس في البيانات الرقمية للمتغيرات نقوم باستخدام طريقة التحليل بالمركبات الأساسية (*ACP*) والتي تستخدم في تحليل الجداول الإحصائية بشرط أن تكون كل المتغيرات ذات طبيعة كمية وتهدف هذه الطريقة إلى إيجاد فضاءات شعاعية جزئية أقل بعد تسمح بتمثيل البيانات بشكل واضح (Jolliffe, 2002) . وبعد عملية تطبيق طريقة التحليل بالمركبات الأساسية باستخدام برنامج (*Xlstat 2019*) توصلنا إلى ما يلي:

1.3.عدد المحاور المأخوذة للتفسير: بغية تحديد عدد المحاور المأخوذة لتفسير الظاهرة المدروسة نقوم بحساب القيم الذاتية والأشعة الذاتية لتكوين محاور المخطط العاملي"*Plan factoriel*" الذي يمثل الأفراد والمتغيرات.

الشكل 1: التمثيل البياني للقيم الذاتية



الجدول 1: القيم الذاتية

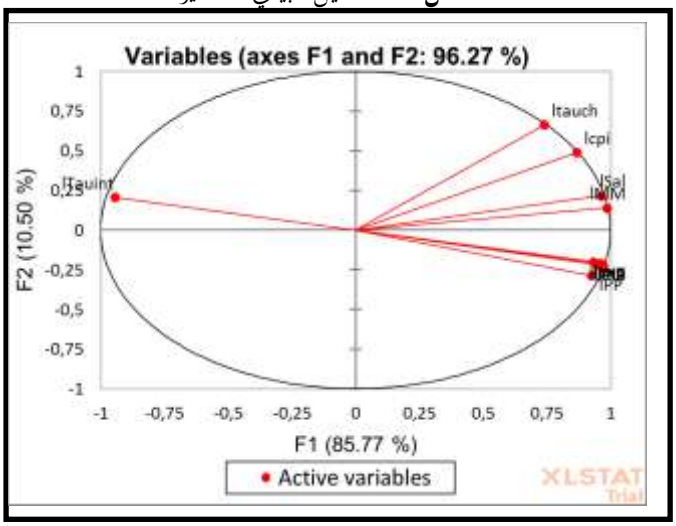
F_i	*Valeur propre*	*Variabilité (%)*	*Cumulé (%)*
F_1	8,577	85,768	85,768
F_2	1,050	10,499	96,266
F_3	0,259	2,592	98,858
F_4	0,088	0,881	99,739
F_5	0,010	0,098	99,838
F_6	0,008	0,082	99,920
F_7	0,005	0,048	99,968
F_8	0,003	0,025	99,993
F_9	0,001	0,006	99,998
F_{10}	0,000	0,002	100,00

المصدر: مخرجات برنامج (*Xlstat 2019*)

بالاعتماد على معيار كايزر "*critère de kaiser*" والذي يأخذ بعين الاعتبار القيم الذاتية الأكبر من الواحد الصحيح ($\lambda_i > 1$) (Pasini, 2017)، فإن القيمة الذاتية ($\lambda_1 = 8{,}577$) الخاصة بالمحور العاملي الأول (المحور الأول) أو المركبة الأساسية الأولى F_1، تمثل حوالي 85,768% من قيمة الجمود الكلي، بالإضافة إلى القيم الذاتية الخاصة بالمحور (F_2) التي تساوي ($\lambda_2 = 1{,}050$) بنسبة (10,499%)، بعكس القيم الذاتية الأخرى والتي جميع قيمها أقل تماما من الواحد، وبالتالي فإننا سنكتفي مباشرة بتحليل و تفسير سحابة نقط المتغيرات والأفراد على المستوي (F_1,F_2)، فتكون نسبة التمثيل على المخطط العاملي في الفضاء IR^2 ذو المحورين المحور الأول والمحور الثاني والممثلة بنسبة جمود كلي 96,266% من التمثيل العام وهذه النسبة جيدة وكافية لإعطاء صورة واضحة لسحابة النقط على المخطط العاملي لهذا نكتفي بتمثيل المتغيرات على معلم متعامد ومتجانس واحد ذو بعدين.

2.3. نسبة تمثيل المتغيرات على المحاور: بعد إيجاد الأشعة الذاتية الوحدوية المرفقة بالقيم الذاتية لمصفوفة الارتباط قمنا بحساب إحداثيات المتغيرات على المحاور العاملية وهي موضحة وفق الجدول التالي:

الشكل 2: التمثيل البياني للمتغيرات



الجدول 2: نسبة تمثيل المتغيرات على المحاور

	F1	F2
LCPI	0,868	0,489
LTAUCH	0,740	0,664
LEXP	0,933	-0,200
LIMP	0,960	-0,207
LPIB	0,972	-0,222
LDNT	0,945	-0,215
LSAL	0,964	0,217
LMM	0,985	0,140
LTAUINT	-0,943	0,206
LPP	0,926	-0,286

المصدر: مخرجات برنامج (*Xlstat 2019*)

من خلال الجدول والشكل أعلاه يمكننا القول أن كل المتغيرات (*LCPI, LEXP, LIMP, LPIB, LDNT, LSAL, LMM, LTAUINT, LPP*) تساهم في تكوين المحور العاملي الأول F_1 بنسب متقاربة (8,78%، 6,38%، 10,14%، 10,74%، 11,01%، 10,42%، 10,83%، 11,31%، 10,36%، 10%) على التوالي، وذلك ما تؤكده قيم (cos^2)، التي تمثل بشكل جيد المحور العاملي الأول F_1 لأن جميع قيمها تقترب من الواحد. حيث تأخذ القيم (0,753، 0,547، 0,870، 0,921، 0,945، 0,894، 0,929، 0,970، 0,889، 0,858) على التوالي.

3.3. تفسير معاملات الارتباط الخطي.

انطلاقا من الشكل السابق (الشكل 2) وبالاعتماد على الزوايا المحصورة بين المتغيرات وكذا مصفوفة الارتباط المبينة كما يلي:

الجدول 3: مصفوفة الارتباطات بين المتغيرات

Variables	LCPI	LTAUCH	LEXP	LIMP	LPIB	LDNT	LSAL	LMM	LTAUINT	LPP
LCPI	1									
LTAUCH	0,965	1								
LEXP	0,717	0,585	1							
LIMP	0,732	0,557	0,887	1						
LPIB	0,737	0,564	0,935	0,988	1					
LDNT	0,716	0,532	0,855	0,994	0,982	1				
LSAL	0,941	0,843	0,814	0,903	0,898	0,900	1			
LMM	0,918	0,819	0,878	0,921	0,926	0,907	0,983	1		
LTAUINT	-0,707	-0,573	-0,936	-0,926	-0,951	-0,908	-0,846	-0,911	1	
LPP	0,670	0,514	0,984	0,915	0,954	0,891	0,807	0,858	-0,918	1

المصدر: مخرجات برنامج (*Xlstat 2019*)

يمكن القول أن:

- الزاويا المحصورة بين كل من معدل التضخم *LCPI* وسعر الصرف *LTAUCH*، معدل التضخم *LCPI* وكتلة الأجور *LSAL*، معدل التضخم *LCPI* والكتلة النقدية *LMM* هي زاويا حادة (تقترب من الصفر) مما يدل على وجود ارتباط قوي وموجب فيما بينها أي: $1 \simeq ((\cos\theta(\theta \simeq 0))$ ، حيث بلغت درجة الارتباط الموجودة بينهما والتي بلغت (0.965، 0.941، 0.918)؛

- إن الزوايا المنفرجة تدل على وجود ارتباط سالب بين المتغيرات أي: $(\cos\theta(\theta \simeq \pi)) \simeq -1$، ومثال ذلك الزوايا المنفرجة المحصورة كل من متغير معدل الفائدة (*LTAUINT*) وباقي متغيرات الدراسة (*LCPI, LEXP, LIMP, LPIB, LDNT, LSAL, LMM, LPP*) حيث بلغت درجة فدرجة الارتباط بينها (-0.707,-0.936,-0.926,-0.951,-0.908,-0.846,-0.911,-0.918) على التوالي؛
- إن الزوايا القائمة أو الشبه قائمة تدل على عدم وجود ارتباط أو ارتباط ضعيف جدا بين المتغيرات أي: $\left(\cos\theta\left(\theta \simeq \frac{\pi}{2}\right)\right) \simeq 0$، وهي لم تظهر في مصفوفة الارتباط بين متغيرات الدراسة.

4.3. التفسير الاقتصادي لدرجات الارتباط بين المتغيرات المستقلة والمتغير التابع.

- **المتغيرات المرفوضة لمعاكستها النظرية الاقتصادية هي:**

- **الصادرات (*LEXP*):** قدرت درجة الارتباط بين الصادرات ومعدل التضخم خلال فترة الدراسة بـ 0,717 هذا ما يوضح العلاقة الطردية بين المتغيرين، وحسب النظرية الاقتصادية كلما زادت الصادرات معناه ارتفاع حجم المنتجات (زيادة العرض) هذا يؤدي إلى انخفاض الاسعار ومنه سيتم إزالة متغير الصادرات من النموذج القياسي؛
- **الناتج المحلي الاجمالي (*LPIB*):** قدرت درجة الارتباط بين الناتج المحلي الاجمالي ومعدل التضخم خلال فترة الدراسة بـ 0,737 هذا ما يوضح العلاقة الطردية بين المتغيرين وهي متناقضة والنظرية الاقتصادية، حيث أن أي زيادة في الناتج المحلي من منتجات وخدمات (زيادة العرض) يؤدي هذا إلى انخفاض الاسعار، ومنه سيتم إزالة متغير الناتج المحلي الاجمالي من النموذج القياسي؛
- **معدل الفائدة الحقيقي (*LTAUINT*):** قدرت درجة الارتباط بين معدل الفائدة الحقيقي ومعدل التضخم خلال فترة الدراسة بـ 0,707- هذا ما يوضح العلاقة العكسية بين المتغيرين، وحسب النظرية الاقتصادية كلما زاد معدل فائدة إيداع الودائع كلما ذهب أصحاب الاموال إلى إيداع أموالهم لدى البنوك بدل استثمارها في المشاريع وبالتالي يقل عرض المنتجات وترتفع أسعارها ومنه سيتم إزالة متغير الناتج المحلي الاجمالي من النموذج القياسي؛
- **الانفاق العمومي (*LDNT*):** قدرت درجة الارتباط بين الانفاق العمومي ومعدل التضخم خلال فترة الدراسة بـ 0,716 هذا ما يوضح العلاقة الطردية بين المتغيرين وهي متناقضة والنظرية الاقتصادية، فحسب النظرية الاقتصادية كلما زاد الانفاق العمومي (خاص في جانب التجهيز أي الاستثمارات) كلما زاد عرض المنتجات وبالتالي تنخفض أسعارها وبالتالي سيتم إزالة متغير الناتج المحلي الاجمالي من النموذج القياسي.

- **المتغيرات المرفوضة لانخفاض معامل ارتباطها مع التضخم هي:**

- **الواردات (*LIMP*):** قدرت درجة الارتباط بين الواردات ومعدل التضخم خلال فترة الدراسة بـ 0,732 وهو يقل عن 75% بالمقارنة بالمتغيرات الأخرى التي تفوق 90% وبالتالي سيتم إزالة متغير الواردات من النموذج القياسي؛
- **أسعار البترول (*LPP*):** قدرت درجة الارتباط بين أسعار البترول ومعدل التضخم خلال فترة الدراسة بـ 0,670 وهو يقل عن 70% بالمقارنة بالمتغيرات الأخرى التي تفوق 90% وبالتالي سيتم إزالة متغير أسعار البترول من النموذج القياسي.

- **المتغيرات المقبولة في النموذج القياسي:** من خلال الدراسة التحليلية باستخدام طريقة التحليل بالمركبات الأساسية (*ACP*) ومصفوفة الارتباطات بين متغيرات الدراسة تبين أن كل من متغير سعر الصرف الحقيقي، كتلة الأجور والكتلة النقدية، التي قدرت درجة الارتباط بينها وبين معدل التضخم على التوالي بـ (0,965، 0,941، 0,918) وهي ارتباطات موجبة وقوية مما يعكس

العلاقة الطردية بين هذه المتغيرات ومعدل التضخم وهو ما يوافق النظرية الاقتصادية، وبالتالي يمكن إدراجها في النموذج القياسي المفسر له.

4. منهجية الدراسة القياسية وتحليل نتائجها.

1.4. اختبار استقرارية السلاسل الزمنية.

تعتبر بيانات السلاسل الزمنية من أهم البيانات التي تستخدم في الدراسات التطبيقية خاصة تلك التي تعتمد على بناء نماذج الانحدار لتقدير العلاقة الاقتصادية، وهذه الدراسات تفترض أن تكون السلاسل الزمنية المستخدمة مستقرة، ذلك لأن غياب صفة الاستقرارية يؤدي إلى مشاكل قياسية مثل مشكل الانحدار الزائف، إذ نقول عن السلسلة الزمنية أنها مستقرة إذا كان لها وسط حسابي ثابت وتباين مستقل عن الزمن (Terence, 2015)، أي أنها تحقق الشروط التالية (Gourieroux & Monfort, 1990):

- ثبات متوسط القيم عبر الزمن $E(x_t)=\mu, t\in Z$ ؛
- يجب أن يكون التباين منتهي وثابت عبر الزمن $V(x_t)=\delta_x^2=\gamma_0<+\infty, t\in Z$ ؛
- التباين بين قيمتين لنفس المتغير مستقل عن الزمن $\cov(x_{ti}, x_{t\pm h})=\gamma_h, t\in Z, h\in Z$.

أو بتعبير آخر تعتبر السلسة الزمنية مستقرة إذا كانت خالية من مركبة الاتجاه العام والمركبة الفصلية، ولا على أي تغير بتغير الزمن . (Bourbonnais, 2015)

في سنة 1988 قدم (Phillips & Perron, 1988) اختبار للكشف عن وجود جذر الوحدة والذي يمكن من التمييز بين السلاسل الزمنية المستقرة وغير المستقرة، حيث تم الأخذ بعين الاعتبار في هذا الاختبار كيفية التعامل مع التباين في الأخطاء وذلك باستخدام تصحيح غير معلمي لإحصائيات اختبار (Dickey & Fuller, 1981) وذلك من أجل تجاوز مشكل الارتباط الذاتي بين الأخطاء، يختلف اختبار (*Phillips & Perron*) عن اختبار (*Dickey-Fuller*) في كونه لا يحتوي على قيم متباطئة للفروق، ويسمح بوجود متوسط لا يساوي الصفر واتجاه خطي للزمن، إلا أنه يقوم على نفس الصيغ لنماذج اختبار (*Dickey-Fuller*) يتم هذا الاختبار وفق الخطوات التالية:

- تقدير النماذج القاعدية لاختبار (*Dickey-Fuller*) بواسطة طريقة المربعات الصغرى وحساب الاحصائيات المرافقة، حيث $\hat{\varepsilon}_t$ تمثل البواقي.
- تقدير التباين على المدى القصير والذي يعتبر المتوسط الحسابي للبواقي:

$$\hat{\sigma}^2=\frac{1}{N}\sum_{t=1}^{T}\hat{\varepsilon}_t^2$$

- تقدير التباين على المدى الطويل والمستخرج من خلال التباينات المشتركة لبواقي النماذج السابقة:

$$s_t^2=\frac{1}{N}\sum_{t=1}^{N}\hat{\varepsilon}_t^2+2\sum_{i=1}^{l}\left(1-\frac{i}{l+1}\right)\sum_{t=i+1}^{N}\hat{\varepsilon}_t\hat{\varepsilon}_{t-i}$$

من أجل تقدير التباين على المدى الطويل لا بد من تحديد عدد التأخيرات استنادا إلى عدد المشاهدات الكلية N:

$$l\approx 4(N/100)^{2/9}$$

- حساب إحصائية ***Phillips & Perron***:

$$t_{\hat{\phi}_1}^{*}=\sqrt{k}\times\frac{(\hat{\phi}_1-1)}{\hat{\sigma}_{\hat{\phi}_1}}+\frac{N(k-1)\hat{\sigma}_{\hat{\phi}_1}}{\sqrt{k}}$$

مع

$$k=\frac{\hat{\sigma}^2}{s_t^2}$$

تقارن هذه الإحصائية مع القيمة الحرجة لجدول *MacKinnon*.

فيما يلى نتائج اختبارات جذور الوحدة لبيانات النموذج القياسى المستخدم باستخدام اختبار*Phillips & Perron* عند مستوى معنوية 1%، 5%، 10% الخاصة بالمتغيرات: الرقم القياسي لأسعار الاستهلاك (*LCPI*)، سعر الصرف الحقيقي (*LTAUCH*)، كتلة الأجور (*LSAL*)، الكتلة النقدية (*LMM*)، وكانت نتائج التقدير كما يلي:

الجدول 4: نتائج اختبار*Phillips & Perron* للمتغيرات.

دراسة استقرارية السلاسل الزمنية عند المستوي						
المتغيرات	PP_{cal}	PP_{tab}			**Prob**	**القرار**
		%1	**%5**	**%10**		
LCPI	-4.834	-4.323	-3.580	-3.225	0.003	غير مستقرة الاتجاه العام معنوي
LTAUCH	-5.932	-3.689	-2.971	-2.625	0.000	مستقرة
LSAL	-8.068	-4.323	-3.580	-3.225	0.000	غير مستقرة الاتجاه العام معنوي
LMM	-4.343	-4.323	-3.580	-3.225	0.009	غير مستقرة الاتجاه العام معنوي
دراسة استقرارية السلاسل الزمنية عند الفرق الأول						
المتغيرات	PP_{cal}	PP_{tab}			**Prob**	**القرار**
		%1	**%5**	**%10**		
LCPI	-2.061	-2.653	-1.953	-1.609	0.039	مستقرة عند 5%
LSAL	-16.06	-3.699	-2.976	-2.627	0.000	مستقرة
LMM	-7.828	-2.653	-1.953	-1.609	0.000	مستقرة

المصدر: من إعداد الباحثين بالاعتماد على مخرجات برنامج *Eveiws10*.

من خلال نتائج جدول اختبار استقرار السلاسل الزمنية الذي يبين لنا أنه لا يمكن رفض فرضية العدم القائلة بوجود جذر للوحدة، بالنسبة لكل من (*LCPI, LSAL, LMM*) أي أن هذه السلاسل الزمنية غير مستقرة عند المستوى حيث كانت القيم المحسوبة أقل من القيم الحرجة المستخرجة من جدول (*MacKinnon*) عند مستوى دلالة (1%)، (5%)، (10%)، بينما يتم قبولها بالنسبة لمتغير سعر الصرف الحقيقي (*LTAUCH*) أي أن السلسلة مستقرة عند المستوى حيث كانت القيمة المحسوبة أقل من القيم الحرجة المستخرجة من جدول (*MacKinnon*) عند مستوى دلالة (1%)، (5%)، (10%)، وعند فحص كل من (*LCPI, LSAL, LMM*) عند الفرق الأول تبين أنه يمكن رفض فرضية العدم بالنسبة للفروق الأولى مما يعني أنها مستقرة بعد أخذ الفروقات الأولى. وبالتالي فإن استقرار السلاسل الزمنية يحقق لنا شرط استخدام نموذج الانحدار الذاتي للفجوات الزمنية المتباطئة (*ARDL*).

2.4. النموذج المستخدم.

قام (Pesaran, Smith, & Yongcheol, 2001) بتطوير منهجية تتيح إمكانية الجمع بين متغيرات ذات مستوى أكبر من التكامل مثل I(0) وI(1)، ولا يشترط أن تكون جميع المتغيرات مستقرة عند نفس المستوى، ولكن الشرط الوحيد لتطبيق هذه المنهجية هو أن لا تكون السلاسل الزمنية متكاملة من الدرجة الثانية I(2). يمكن كتابة نموذج الدراسة في شكله النهائي كالتالي:

$$\Delta LCPI = \alpha_0 + \sum_{i=0}^{p-1}\beta_{1i}\Delta LCPI_{t-1} + \sum_{i=0}^{q_1-1}\beta_{2i}\Delta LTAUCH_{t-1} + \sum_{i=0}^{q_2-1}\beta_{3i}\Delta LSAL_{t-1} + \sum_{i=0}^{q_3-1}\beta_{4i}\Delta LMM_{t-1} + \phi_1 LCPI + \phi_2 LTAUCH + \phi_3 LSAL + \phi_4 LMM + u_t$$ حيث تمثل:

- Δ : الفروقات الأولى؛
- μ : حد الخطأ للنموذج الأول؛
- α_0 : تعبر عن الثابت في النموذجين؛
- $\phi_i \forall i = 1,2,....,4$: تمثل مرونة متغيرات الدراسة وهي تعبر عن العلاقة طويلة الأجل بين المتغير التابع وباقي المتغيرات المستقلة في النموذج؛
- $\beta_i \forall i = 1,2,....,4$: تعبر عن العلاقة قصيرة الأجل التي تربط بين المتغير التابع وباقي المتغيرات المستقلة في النموذج؛
- $LCPI$: لوغاريتم مؤشر أسعار الاستهلاك؛
- $LTAUCH$: لوغاريتم سعر الصرف الحقيقي؛
- $LSAL$: لوغاريتم كتلة الأجور؛
- LMM: لوغاريتم المعروض النقدي.

3.4. دراسة التكامل المشترك.

يعنى التكامل المشترك إمكانية وجود توازن طويل الأجل بين السلاسل الزمنية غير المستقرة، أي يمكن مطابقة خواص السلاسل الزمنية في المدى الطويل، حيث تتيح الاختبارات التقليدية للتكامل المشترك كاختبار (Engle & Granger, 1987) الذي يستخدم في النماذج المكونة من متغيرين فقط، واختبار (Johansen, 1988) الذي يستخدم في النماذج متعدد المتغيرات إمكانية اختبار وجود تكامل مشترك للسلاسل الزمنية المتكاملة من نفس الدرجة فقط. لذلك قام (Pesaran, Smith, & Yongcheol, 2001) بتطوير منهجية تتيح إمكانية الجمع بين متغيرات ذات مستوى أكبر من التكامل مثل I(0) وI(1)، ولا يشترط أن تكون جميع المتغيرات مستقرة عند نفس المستوى، حيث يجب اختبار المعنوية الكلية للنموذج بواسطة اختبار *Wald* (إحصائية F) ذات التوزيع غير المعياري ومقارنتها مع إحصائية F المجدولة والمحسوبة من طرف بحيث توجد قيمتين حرجتين (قيمة الحد الأدنى *I0 Bound* ، قيمة الحد الأعلى *I1 Bound*) إذ أن:

- قيمة الحد الأدنى تفترض أن كل المتغيرات مستقرة عن المستوى I(0) وإذا كانت قيمة F المحسوبة أقل من قيمة الحد الأعلى أي عدم وجود تكامل مشترك بين المتغيرات؛
- قيمة الحد الأعلى تفترض استقرار المتغيرات عند الفرق الأول I(1) وإذا كانت قيمة F المحسوبة أكبر من قيمة الحد الأعلى فهذا يعني وجود تكامل مشترك بين المتغيرات وعلاقة توازنية طويلة الأجل؛
- أما في حالة ما إذا كانت قيمة F المحسوبة تقع بين قيمة الحد الأعلى وقيمة الحد الأدنى فإن النتائج تكون غير محدد. ومنه يمكن توضيح نتائج اختبار التكامل المشترك كمايلي:

الجدول 5: نتائج اختبار التكامل المشترك بين المتغيرات

ARDL Bounds Test Date: 01/04/20 Time: 14:45 Sample: 1994 2018 Included observations: 25 Null Hypothesis: No long-run relationships exist

Test Statistic	Value	k
F-statistic	12.62560	3
Critical Value Bounds		
Significance	I0 Bound	I1 Bound
10%	2.37	3.2
5%	2.79	3.67
2.5%	3.15	4.08
1%	3.65	4.66

المصدر: من إعداد الباحثين بالاعتماد على مخرجات برنامج *Eveiws10*.

من خلال الجدول (5) نلاحظ أن قيمة إحصائية *F* (12.62560) لاختبار *Wald* أكبر من الحدود العليا (*I1 Bound*) لدرجات معنوية كل من (1%)، (2.5%)، (5%)، (10%)، ومنه نرفض فرضية العدم أي توجد علاقة توازنية بين متغيرات الدراسة على المدى الطويل.

4.4. تقدير النموذج.

قبل القيام بعملية تقدير النموذج ينبغي تحديد فترة الإبطاء المثلى وذلك وفقا لمعيار *AIC*، حيث كانت النتائج أن أفضل نموذج إبطاء *ARDL (4.4.4.4)*. وعليه سنقوم بقياس المعلمات في الأجل الطويل، وكانت النتائج كالتالي:

الجدول 6: مقدرات معلمات المدى الطويل

Long Run Coefficients				
Variable	*Coefficient*	*Std. Error*	*t-Statistic*	*Prob.*
LTAUCH	0.004928	0.188046	0.026205	0.9801
LSAL	0.077398	0.068188	1.135071	0.3078
LMM	0.137296	0.105746	1.298366	0.2508
C	-3.864794	2.019424	-1.913810	0.1138

المصدر: من إعداد الباحثين بالاعتماد على مخرجات برنامج *Eveiws10*.

من خلال الجدول أعلاه نلاحظ أن كل المتغيرات لها علاقة طردية مع معدل التضخم بالإضافة إلى عدم معنوية إحصائية ستودنت عند مستوى 5% مما يعني أن التوسع النقدي وفقدان الدينار لقيمته أمام الدولار وزيادة الأجور لن يرفع معدلات التضخم في المدى البعيد وهذا يتوافق مع النظرية الاقتصادية التي تقول أن المتغيرات النقدية ليس لها تأثير في المدى الطويل على التضخم على عكس المدى القريب أو القصير. وبعد إجراء عملية التقدير لنموذج تصحيح الخطأ لنموذج *ARDL* كانت النتائج كما يلي:

الجدول 7: نتائج تقدير نموذج تصحيح الخطأ

ARDL Cointegrating And Long Run Form Dependent Variable: LCPI Selected Model: ARDL (4, 4, 4,4) Date: 01/04/20 Time: 15:06 Sample: 1994 2018 Included observations: 25				
Cointegrating Form				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(LCPI(-1))	0.289029	0.108333	2.667968	0.0445
D(LCPI(-2))	-0.080046	0.128915	-0.620920	0.5619
D(LCPI(-3))	-0.268657	0.113253	-2.372176	0.0638
D(LTAUCH)	0.164538	0.042116	3.906805	0.0113
D(LTAUCH(-1))	0.143917	0.033324	4.318701	0.0076
D(LTAUCH(-2))	0.219828	0.035576	6.179158	0.0016
D(LTAUCH(-3))	0.178645	0.036780	4.857124	0.0046

D(LSAL)	-0.024111	0.005250	-4.592836	0.0059
D(LSAL(-1))	-0.022988	0.006700	-3.430904	0.0186
D(LSAL(-2))	-0.006657	0.005403	-1.232232	0.2726
D(LSAL(-3))	-0.021229	0.004530	-4.686837	0.0054
D(LMM)	0.020132	0.006506	3.094465	0.0270
D(LMM(-1))	0.006408	0.007298	0.877939	0.4202
D(LMM(-2))	-0.005165	0.004880	-1.058406	0.3383
D(LMM(-3))	-0.011559	0.004278	-2.702007	0.0427
CointEq(-1)	-0.336265	0.031545	-10.659757	0.0001
Cointeq = LCPI - (0.0049*LTAUCH + 0.0774*LSAL + 0.1373*LMM -3.8648)				

المصدر: من إعداد الباحثين بالاعتماد على مخرجات برنامج *Eveiws10*.

من خلال بيانات الجدول نلاحظ أن معامل تصحيح الخطأ الذي يمثل قوة جذب نحو التوازن طويل المدى سالب (0.3362-) وهو معنوي عند مستوى 5% و1%، أي أن هناك علاقة توازنية في المدى الطويل و33.62% من الانحرافات أو الاختلالات في معدلات التضخم للسنة السابقة يتم تصحيحها في السنة الحالية، كما نلاحظ كذلك أن ارتفاع سعر الصرف بنسبة 1% يؤدي إلى رفع معدل التضخم بنسبة 0.16% ونفس الشيء بالنسبة لتأخيرات سعر الصرف، وكتحليل اقتصادي نقص الانتاج المحلي يؤدي إلى زيادة الواردات وبالتالي يزيد الطلب على العملة الأجنبية (الدولار كقياس لسعر الصرف) التي ترتفع قيمتها ويؤدي ذلك إلى زيادة التضخم وزيادة أسعار المنتجات المحلية والأجنبية المستوردة، كذلك نلاحظ أن زيادة الكتلة النقدية بنسبة 1% يؤدي إلى رفع معدل التضخم بنسبة 0.02% وهي زيادة أقل بالمقارنة مع تأثير سعر الصرف، وكتفسير اقتصادي زيادة الكتلة النقدية الذي كانت تطبقه الجزائر خاصة من أجل تخفيض العجز في الميزانية العامة كانت له آثار سلبية على الاقتصاد الوطني، حيث أدى إلى ارتفاع معدل التضخم، فالإصدار النقدي في الجزائر يعتبر تمويلا تضخميا. أما بالنسبة للمتغير كتلة الأجور فبالرغم من معنويتها إحصائيا إلا أن ارتفاعها بنسبة 1% يؤدي إلى خفض معدل التضخم بنسبة 0.02% وهو يعاكس النظرية الاقتصادية التي تنص على أن ارتفاع الأجور (التكاليف الإنتاجية) يؤدي ارتفاع معدل التضخم.

5. الخاتمة.

توصلنا من خلال هذه الورقة البحثية إلى مجموعة من النتائج التي ستؤكد أو تنفي الفرضيات التي انطلقنا منها، ملخص هذه النتائج كالتالي::

- ترى المدارس السابقة (الكلاسيكية والنقدية) أن ظاهرة التضخم نقدية بامتياز؛
- بعد استخدام طريقة التحليل بالمركبات الأساسية *ACP* في تحديد أهم المتغيرات التي تؤثر على التضخم توصلنا إلى ما يلي:
  - المتغيرات غير المقبولة سواء كانت معاملات ارتباطها بالتضخم ضعيفة أو إشارتها متنافية مع النظرية الاقتصادية هي كل من "الصادرات، الواردات، معدل الفائدة الحقيقي وأسعار البترول"، بالإضافة إلى كل من " الناتج المحلي الإجمالي والإنفاق العمومي" وهذا ما يؤكد نفي الفرضية الثالثة؛
  - المتغيرات المقبولة والتي استخدمت كمتغيرات مؤثرة على التضخم في نموذج الانحدار الذاتي للفجوات الزمنية المتباطئة *ARDL* هي "سعر الصرف، كتلة الأجور والكتلة النقدية".
- توصلنا من خلال نموذج الانحدار الذاتي للفجوات الزمنية المتباطئة *ARDL* إلى النتائج التالية:
  - يوجد تكامل مشترك بين متغيرات الدراسة وهي المستوى العام للأسعار، سعر الصرف الاسمي، كتلة الأجور والكتلة النقدية أي أنها تتبع تقريبا سلوكا متشابها وهذا يؤكد صحة الفرضية الأولى؛

- تقديرات نموذج *ARDL* للأجل الطويل أظهرت أن المتغيرات المستقلة لها علاقة طردية مع الرقم القياسي لأسعار المستهلك المعبر عن التضخم وهذا يتوافق مع النظرية الاقتصادية إلا أنه من الناحية الإحصائية غير معنوي؛
- في المدى القصير وجدنا أن سعر الصرف والكتلة النقدية على علاقة طردية بالرقم القياسي لأسعار المستهلك وهي علاقة معنوية إحصائيا وهذا ما يؤكد صحة الفرضية الثانية، كذلك وجدنا أن التأخير الأول للرقم القياسي لأسعار المستهلك يؤثر إيجابيا على الرقم القياسي وهو معنوي، أما بالنسبة لكتلة الأجور فعلاقتها عكسية وهو يعاكس النظرية الاقتصادية وهذا بالرغم من أن العلاقة معنوية إحصائيا.

على ضوء ما توصلنا إليه من نتائج يمكننا إعطاء مجموعة من التوصيات نوجزها فيما يلي:

- نظرا لتأثير سعر الصرف على التضخم نوصي باعتماد سعر صرف فعال يعطي القيمة الحقيقية للدينار الجزائري وفق قانون الطلب والعرض؛
- يجب أن يكون المعروض النقدي (الكتلة النقدية) والكتلة الأجرية تتماشى والعرض الكلي لأن أي خلل بين هذه المتغيرات يؤدي إلى زيادة في المستوى العام للأسعار.

قائمة المراجع.

باللغة العربية:

الكتب:

رمزي زكي، (1980) ، مشكلة التضخم في مصر أسبابها ونتائجها مع مقترحات لمكافحة الغلاء. الهيئة المصرية العامة للكتاب، مصر، صفحة 57.

محمود محي الدين، (2007)، التضخم، بحث منشور في الموسوعة العربية للمعرفة من أجل التنمية، الدار العربية للعلوم، بيروت، صفحة 110.

مقال في مجلة:

رابح بلعباس، سارة برحومة. (2017). أثر الانفاق العام على التضخم في الجزائر دراسة قياسية باستخدام نموذج *ARDL*. *مجلة العلوم الانسانية*(46)، 577-588.

جمال دقيش، حبيب بن باير. (2019). أثر الكتلة النقدية على التضخم في الجزائر، دراسة قياسية خلال الفترة 1980-2017 باستخدام نموذج *ARDL*. *مجلة البشائر الاقتصادية، 05*(03)، 54-71.

علاء الدين عشيط، علي مكيد. (2017). أثر السياستين المالية والنقدية على التضخم، دراسة تطبيقية لحالة الاقتصاد الجزائري للفترة 1990-2015. *مجلة الاقتصاد والاحصاء التطبيقي، 14*(02)، 260-277.

باللغة الأجنبية:

الكتب:

Bourbonnais, R. (2015). *Économétrie* (éd. 9). Paris: Dunod. P250.

Jolliffe, I. (2002). *Principal Component Analysis* (éd. 2ed). New York: Springer. P 01.

Frank, R. H., & Bernanke, B. S. (2007). *Principles of Economice* (éd. 3). New York: McGraw-Hill. PP 662-664.

Gourieroux, C., & Monfort, A. (1990). *Séries Temporelles et Modèles Dynamiques.* Paris: Economica. P 152.

Sharp, A. M., & al. (2000). *Economic of social issues* (éd. 14). New York: McGraw-Hill Irwin. PP 346-347.

Slavin, S. L. (2002). *Economics* (éd. 6). Now York: McGraw-Hill. P 410.

Terence, C. M. (2015). *Time Series Econometrics - A Concise Introduction-*. England: Palgrave Macmillan. P 06.

مقال في مجلة:

Andrew Phiri .(2018) .Nonlinear impact of inflation on economic growth in South Africa: a smooth transition regression analysis .*Sustainable Economy10(1)*, 1-17.

Dickey, D., & Fuller, W. (1981). The likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series With a unit Root. *Econometrica*(49), 1057-1072.

Engle, R. F., & Granger, C. W. (1987). Co-Integration and Error correction: Representation, Estimation and Testing. *Econometrica, 55*(02), 251-276.

Johansen, S. (1988). Statistical analysis of Cointegration Vectors. *Jornal of Economic Dynamics and Control*, 231-254.

Hashim, M. J., Osman, I., & Elias, N. L. (2014). THE DETERMINANTS OF INFLATION IN MALAYSIA. *International Conference on Accounting, Business and Economics*, 1-9.

Pasini, G. (2017). PRINCIPAL COMPONENT ANALYSISFOR STOCK PORTFOLIO MANAGEMENT. *International Journal of Pure and Applied Mathematics, 115*(01), 153-167.

Pesaran, M. H., Smith, R. J., & Yongcheol, S. (2001). Bounds Testing Approaches to the Anakysis of Level Relationships. *Journal of Applied Econometrics, 16*(03), 289-326.

Phillips, P. C., & Perron, P. (1988). Testing For a Unit root in Time Series Regression. *Biometrica, 75*, 335-346.